

THESIS / THÈSE

MASTER EN SCIENCES DE GESTION

L'impact du vieillissement de la population active sur le taux de chômage

Dezil, Murielle

Award date:
2020

Awarding institution:
Université de Namur

[Link to publication](#)

General rights

Copyright and moral rights for the publications made accessible in the public portal are retained by the authors and/or other copyright owners and it is a condition of accessing publications that users recognise and abide by the legal requirements associated with these rights.

- Users may download and print one copy of any publication from the public portal for the purpose of private study or research.
- You may not further distribute the material or use it for any profit-making activity or commercial gain
- You may freely distribute the URL identifying the publication in the public portal ?

Take down policy

If you believe that this document breaches copyright please contact us providing details, and we will remove access to the work immediately and investigate your claim.



Master en Sciences Economiques et de Gestions

Année Académique 2019-2020

Mémoire de fin d'études :

**L'impact du vieillissement de la population active sur
le taux de chômage**

Murielle DEZIL

Titulaire : Professeur Jean-Yves GNABO

Assistant : Auguste DEBROISE

DÉDICACE

Je veux dédier ma thèse à tous les membres de ma famille. Un profond sentiment de gratitude envers mes chers parents Monsieur Antenor DEZIL et Madame Provilize Saint-Giles DEZIL pour leurs mots d'encouragements et d'affections ainsi que pour leurs ferventes prières. Ma tendre Maman qui souffre actuellement de l'AVC.

Mes dédicaces vont également à tous mes confrères et consœurs de l'Ordre des Comptables Professionnels Agréés d'Haïti (OCPAH), à de nombreux amis, cadres et collègues de la Direction Générale des Impôts (DGI), du Ministère de l'Economie et des Finances (MEF) en particulier le Directeur James BELLONY qui m'encourage toujours dans ma carrière professionnelle. Je dédie ma thèse à l'Université Libre de Bruxelles (ULB) pour sa qualité de formation rigoureuse qui m'a permise de faire mon second master aujourd'hui.

Enfin, je dédie cette thèse à Monsieur Vincent GENGLER pour son soutien et ses conseils dans ce projet d'étude. Et comme disait Marcel Proust : « Soyons reconnaissants aux gens qui nous donnent du bonheur, ils sont les charmants jardiniers par lesquels nos âmes, nos vies fleurissent ».

REMERCIEMENTS

J'exprime ma gratitude au grand architecte de l'Univers, le Grand Dieu Tout-Puissant, qui m'a donné la force nécessaire pour assurer la pleine réalisation de ce travail de recherche. Que son nom soit glorifié et béatifié.

Je tiens à remercier toutes les personnes qui m'ont soutenues et encouragées pour la réalisation de ce mémoire en partageant avec elles ma plus profonde gratitude :

- Professeur Jean-Yves GNABO pour ses enseignements de qualité, sa disponibilité et son aide tout au long de ce travail.
- L'équipe pédagogique du mémoire et plus particulièrement Monsieur Auguste DEBROISE pour le temps qu'il m'a consacré, sa disponibilité, ses précieux conseils et pour sa supervision éclairée durant la rédaction de ce mémoire.
- Le corps professoral et administratif de l'Université de Namur pour la qualité, la rigueur et la richesse de leur enseignement lors de la rédaction de ce travail et lors des différents rendez-vous programmés tout au long de ce séminaire.
- A tous mes proches pour leur soutien moral et intellectuel tout au long de ce mémoire.

Que Dieu vous bénisse tous !

Table des matières

DÉDICACE	1
REMERCIEMENTS	2
Introduction.....	5
I- Revue de la littérature	6
a) Nouveau régime démographique.....	6
b) Vieillessement et taux de mortalité	7
c) Les anticipations de retraite et discrimination lié à l'âge.....	8
d) Le chômage chez les personnes âgées (55-64 ans)	8
e) Vieillessement : cas du Japon	9
f) Effets du vieillessement sur l'inflation	9
g) Effets du vieillessement : politique monétaire, taux de chômage et productivité	9
h) Chômage et financement des retraites	10
II- Méthode économétrique et Données.....	11
2.1- Présentation du modèle et de la méthode.....	11
2.2- Données	12
III- Analyse empirique des données.....	15
3.1- Relation entre le taux de chômage et l'IPC	15
3.2- Relation entre le taux de chômage et le taux d'activité des personnes âgées	16
3.3- Statistique descriptive	16
3.4- Matrice de corrélation.....	16
IV- Résultats	17
4.1-Régression par la MCO.....	17
4.2-Modèle à Effets Fixes.....	18
4.3- Analyse de l'équation de la droite de régression.....	19
4.4- Qualité du modèle.....	20
4.5- Quelques tests d'hypothèses.....	21
i. Autocorrélation	21
ii. Hétéroscédasticité.....	22
iii. Test de normalité des erreurs.....	23
4.6-Significativité des variables explicatives.....	23
4.7-Effets Marginaux des variables significatives compares selon les deux méthodes	24
4.8-Explication des variables significatives.....	26
Conclusion	28

Bibliographie	30
Annexes	32

Introduction

Ces dernières années, le vieillissement de la population active est l'un des enjeux majeurs auxquels sont confrontés les pays de l'OCDE¹. Son importance devient inquiétante et occupe de plus en plus les débats politiques. Le nombre des travailleurs partant à la retraite chaque année finira par excéder le nombre des nouveaux travailleurs qui entrent sur le marché du travail au cours des prochaines années. Ce phénomène conduira probablement à une variation du taux de chômage au fil du temps, et en particulier, à une hausse du taux de chômage des personnes âgées (Givord, 2002). Pour tenter de réduire les problèmes liés au vieillissement de la population active et au manque de main d'œuvre, plusieurs pays européens et de l'OCDE ont engagé des réformes pour repousser la période de la retraite. Pour certains pays, cela a entraîné plusieurs manifestations pour protester contre ces différentes mesures (c'est le cas des manifestations « Gilets jaunes » en France, en Belgique, en grande Bretagne ...). Ces régimes de retraite inciteraient une majeure partie de la population âgée (55- 64 ans) à se retirer du marché du travail.

Selon l'OCDE : « s'il n'y a pas de changement au regard du travail et de la retraite, la proportion d'inactifs âgés par travailleur doublera quasiment d'environ 38 % en 2000 et sera un peu plus de 70 % en 2050 dans la zone de l'OCDE » (OCDE, 2006, p. 9). L'ampleur de ce vieillissement exercerait de fortes pressions et contraintes sur l'Indice des Prix à la Consommation (IPC), sur les budgets publics et ralentirait le progrès de vie en général.

Cette transition démographique exercerait une influence sur les budgets publics des différents Etats. Si nous considérons que le comportement en termes d'activités et de gains de productivité des agents économiques reste identique, la croissance annuelle du PIB par tête dans la zone OCDE serait d'environ 1.7 % par année au cours des trois prochaines décennies. En revanche, cela représente 30 % de moins que le taux enregistré au cours des années 1970 à 2000 (OCDE, 2006). Les politiques destinées à encourager le développement de l'immigration, l'augmentation de la fécondité, l'accroissement du taux d'activité et du taux de croissance et l'accélération des gains de productivité peuvent servir à corriger les conséquences négatives du vieillissement.

¹ OCDE : Est un Organisation de Coopération et de Développement Economiques regroupant 30 démocraties de marché en vue de relever les défis économiques, sociaux et de gouvernance.

En outre, afin d'étudier le problème du chômage face au vieillissement de la population active et ses effets sur le marché du travail, nous utilisons deux variables d'intérêts : l'inflation via l'indice des prix à la consommation (*IPC*) et le taux d'activité des personnes âgées. Nous effectuerons des tests afin de vérifier si l'inflation et le taux d'activité sont des instruments efficaces pour comprendre l'influence du taux de chômage. Notre étude se base sur les données de quinze pays de l'OCDE enregistrées sur trente années et de divers déterminants du chômage et du vieillissement au cours de ces mêmes périodes. Dans la littérature, quelques rares études ont tenté d'expliquer l'impact du vieillissement sur le taux de chômage. Cependant, notre contribution sera donc de comprendre les effets du phénomène étudié sur le taux de chômage en utilisant des variables supposées être impactées par le vieillissement, notamment le taux d'activité des personnes âgées et l'inflation.

Les principaux résultats de notre analyse quantitative révèlent que l'inflation a plus d'impact sur le taux de chômage que le taux d'activités des personnes âgées (55-64 ans). Améliorer les conditions d'accès à l'emploi sera donc plus efficace pour lutter contre le chômage.

Dans la suite de cet article, nous entamerons premièrement la revue de la littérature actuelle traitant du chômage et du vieillissement de la population active. Deuxièmement, nous détaillerons et expliquerons le modèle que nous allons tester. Troisièmement, nous présenterons les données utilisées afin de fournir les interprétations adéquates des résultats obtenus via notre modèle, et enfin nous terminerons par la conclusion.

I- Revue de la littérature

Dans la littérature, la plupart des études sur le vieillissement de la population sont orientées sur les différentes variables macroéconomiques telles que : la croissance économique, l'épargne, l'investissement, les dépenses publiques et l'inflation. Il existe peu d'études empiriques des effets du vieillissement de la population sur le taux de chômage.

a) Nouveau régime démographique

Après la période de baby boomer de l'après seconde guerre mondiale et la baisse du taux de natalité qui a suivi cette période, on constate maintenant un vieillissement de la main d'œuvre

au niveau européen. De nombreuses politiques au niveau européen et OCDE sont entreprises dans le but d'augmenter le taux d'activité de cette tranche d'âge de travailleur.

Dans le rapport de l'organisation du commerce et du développement économique (OCDE, 2016), des travaux de recherches ont été effectués afin de déterminer si les travailleurs âgés ont plus de difficultés à acquérir de nouvelles compétences. A cet effet, ce nouveau régime démographique pourrait avoir des répercussions négatives sur la productivité globale, sur l'innovation et sa diffusion. Les capacités de lecture et d'écriture des travailleurs âgés sont sensiblement faibles selon l'enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes (OCDE, 2014). Cela pourrait à long terme impacter la croissance économie des pays.

b) Vieillesse et taux de mortalité

L'une des causes principales du vieillissement des populations est la baisse du **taux de mortalité** infantile puis de la mortalité des personnes âgées. A la fin de la seconde guerre mondiale, le taux de mortalité infantile était supérieur à 5% dans toute l'Europe du nord et à 8% en Espagne et au Portugal (ONU, 2011). Pour certains auteurs : « En Europe occidentale, on vit deux fois plus longtemps aujourd'hui qu'au milieu du 19e siècle. La durée moyenne de la vie y dépasse 80 années en 2015, alors que vers 1850 on pouvait espérer vivre environ 40 années. L'augmentation de l'espérance de vie constitue l'une des principales évolutions démographiques au cours des deux derniers siècles. Dans le même temps, des différences ou inégalités subsistent et parfois même s'accroissent. Il en est ainsi entre les pays, les régions et les milieux de résidence, mais aussi selon l'âge, le sexe, l'état-civil, la nationalité, ou encore les classes sociales ». (Eggerickx, 2018, P2).

Des changements importants et rapides sont alors intervenus jusqu'en 1970, et la différence entre le nord de l'Europe et le sud est devenue encore plus importante. Ainsi, la Scandinavie et les Pays-Bas tombent à un taux de mortalité infantile inférieurs à 0,9%, tandis que le sud de l'Europe garde des taux supérieurs à 2,5 %, le Portugal atteignant même toujours les 5,5% (Banque Mondiale, 2011). Au niveau européen l'estimation moyenne est de 4,9% et varie entre 3% en Suède à 6,1% en Grèce. Le taux de natalité bas et le vieillissement de la population et une espérance de vie élevée sont là un défi majeur pour ces pays. En 1950, sept travailleurs cotisaient pour un retraité. Mais d'ici 2047, il n'y aura que deux travailleurs par retraité (Addio, Keese, Whitehouse, 2010). Par ailleurs le taux de fécondité au sein des pays de l'OCDE joue un rôle important dans la transition démographique (Thévenon, 2013).

c) Les anticipations de retraite et discrimination liée à l'âge

Certains auteurs expliquent en général, beaucoup de travailleurs âgés sortent du marché du travail avant l'âge de la retraite ce qui peut avoir des effets sur le taux de chômage. Mais cette tendance varie d'un pays à l'autre et en fonction du sexe. Dans certains pays comme la Hongrie, la Grèce, la France, la Turquie ou la Pologne, le taux d'activité des personnes âgées était de 63% tandis que ceux d'âge moyen était de 75% entre 1970 et 2008 ; soit une différence de 12% entre ces deux tranches de travailleurs (Addio, Keese, Whitehouse, 2010). Cette tendance s'est inversée après 1995 dans certains pays comme la nouvelle Zélande, l'Allemagne, l'Islande et le Pays-Bas. Pour les auteurs : « La principale raison de cette tendance est l'augmentation de la participation des femmes au marché du travail. Entre 1995 et 2008, par exemple, le taux d'activité des femmes de 50 à 64 ans a augmenté d'environ 11 points de pourcentage, contre seulement 4 points pour les hommes. » (Addio, Keese, Whitehouse, 2010, p. 614).

Par ailleurs, ils constatent dans certains pays que les personnes âgées sont victimes de discrimination. Il existe un mythe qui dit qu'un travailleur âgé est égal à un travailleur démotivé, lent et coûteux. Recruter cette tranche d'âge de travailleur pourrait être cher et moins productif pour les employeurs. Ces derniers ont un a priori négatif sur les capacités d'adaptations des personnes âgées aux évolutions technologiques et organisationnelles. Selon Addio, Keese et whitehouse parlant d'une enquête de l'Eurobaromètre de 2009 : « environ 6% de la population adulte de l'Union européenne a déclaré qu'au cours des 12 derniers mois, elle s'était sentie personnellement victimes de discrimination ou de harcèlement en raison de leurs âges » (Addio, Keese, Whitehouse, 2010, p. 626). Cette attitude de certains employeurs pourrait par conséquent accroître le nombre de retraités et augmenter les dépenses publiques et impacter le taux de chômage.

d) Le chômage chez les personnes âgées (55-64 ans)

Les difficultés des personnes âgées sur le marché du travail continuent à augmenter. Les chômeurs de longue durée restent clairement élevés chez les plus âgés par rapport au reste de la population active. Pour les personnes âgées, ces effets sont aussi importants du fait de la catégorie des travailleurs visés par l'employeur et donc du nombre d'années de travail encore à fournir pour compléter le nombre d'années de retraite légalement demandée. Ils perdent de précieuses années d'expériences, retrouvent encore plus difficilement un emploi puisqu'ils se considèrent comme étant moins productifs.

La crise économique de 2008 est, par conséquent, l'un des événements ayant entraînés une augmentation du niveau de chômage chez les plus âgées en ayant des effets dévastateurs à travers le monde et particulièrement au niveau des pays de l'OCDE. Selon les données fournies par la direction de l'animation de la recherche, des études et des statistiques en France (*DARES*), de 2008-2018 le nombre de seniors au chômage à augmenter de 179% contre 21% pour les 15-54 ans en France (**NORMAND, 2019**).

e) Vieillissement : cas du Japon

Durant ces deux dernières décennies, le Japon a été confronté à une déflation continue et une croissance économique inférieure à celle de la moitié des pays de l'OCDE (-14%) ; dans une situation où ses recettes publiques sont inférieures et ses dépenses sociales en hausse, sa dette publique brute se trouve la plus élevée parmi les pays de l'OCDE (226% du PIB) (**OCDE, 2015**). D'autres études sur le Japon vont dans le même sens que le rapport de l'OCDE et constatent un vieillissement rapide de la population qui entraîne une pression déflationniste importante liée à ce phénomène et à la désépargne de ces personnes (**Derek; Dennis ; Hunt, 2014, pp. 3-15**).

f) Effets du vieillissement sur l'inflation

Broniatowska, dans son article sur le vieillissement de la population et l'inflation, utilise des données de panel de 32 pays de l'OCDE allant de 1971 à 2015. Elle montre que cette transition démographique engendrera des effets déflationnistes dans la plupart de ces pays et en particulier dans les pays où le taux prévu de personne âgée est important. En effet, les résultats obtenus suggèrent qu'il existe une relation entre la démographie et l'inflation à base fréquence. Un taux de dépendance des personnes âgées plus élevé est en effet corrélé à une inflation plus faible. Donc, le vieillissement continu de la population pourrait exercer une pression à la baisse sur l'inflation. Cela confirme certaines des conclusions empiriques précédentes selon lesquelles le vieillissement est déflationniste lorsqu'il est lié à l'augmentation de l'espérance de vie. (**Broniatowska, 2019**).

g) Effets du vieillissement : politique monétaire, taux de chômage et productivité

Les travaux d'Imam et Patrick sur le changement de la structure démographique et son impact sur la politique monétaire, menés sur 5 grands pays développés montrent une inefficacité de la politique monétaire au cours du temps. De plus ses estimations démontrent qu'une variation

des taux d'intérêts dans l'échantillon de pays étudié à moins d'effet sur le taux d'inflation et le taux de chômage. Néanmoins, cet impact est plus significatif dans le passé qu'aujourd'hui (Imam, Patrick, 2014). Pour lui : « Cela pourrait expliquer en partie les pertes de production importantes qui se sont produites lors de la récente récession, malgré les fortes baisses des taux directeurs » (Imam, Patrick, 2014, p. 146). Ainsi le constat global fait est que dans les sociétés dominées par une population relativement vieille, l'impact du taux d'intérêt est moins important par rapport aux sociétés plus jeunes.

D'autres auteurs, sur la base d'un modèle VAR cointégré, démontrent qu'il existe une relation positive entre l'inflation et le taux de croissance de la population en âge de travailler proportionnellement à la population totale dans la zone euro (Bobeica, Nickel, Lis, & Sun, 2017).

h) Chômage et financement des retraites

De nos jours, les difficultés que rencontrent les systèmes de retraites sont multiples. Un taux d'activité relativement faible entraîne moins de cotisants pour le financement des retraites, qui également implique inévitablement un taux élevé de chômage. Autrement dit, le chômage augmente les incapacités de financement des pensions de retraite. De plus, les allocations de chômage importantes conduisent à un fort taux de chômage, car les chômeurs ne sont pas autant motivés à trouver un nouvel emploi. Lesdites allocations auraient pu être consacrées au financement des pensions (Palsterman, 2011).

Un second déterminant pervers du chômage concerne l'inactivité des personnes approchant l'âge de la retraite et qui, en cas de chômage important, peuvent décider de prendre leur retraite plus tôt que prévu et donc le montant total des pensions à verser devient plus important. Dans la plupart des pays de l'OCDE, passé la soixantaine, il est extrêmement difficile de sortir du chômage. Beaucoup de chômeurs sont contraints de prendre leur retraite plus tôt que prévu, alors qu'ils pourraient encore contribuer au financement de leurs pensions s'ils retrouvaient du travail (OCDE, 2009). La durabilité des régimes de retraites est mise en cause par le vieillissement démographique à la suite de la modification de la population active et inactive.

II- Méthode économétrique et Données

2.1- Présentation du modèle et de la méthode

Le modèle que nous cherchons à estimer s'écrit de la manière suivante :

$$\text{Txch\^omage}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{Espvie}_{i,t} + \beta_2 \text{Txfécon}_{i,t} + \beta_3 \text{Txdactiv}_{i,t} + \beta_4 \text{Txcroiss}_{i,t} + \beta_5 \text{IPC}_{i,t} + \beta_6 \text{Txdepen}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

On considère l'indice « i » le nombre de pays et « t » la période en année, avec $i \in \{1 \text{ à } 15\}$, et $t \in \{\text{de } 1988 \text{ à } 2017\}$. Nous supposons que les perturbations $\varepsilon_{i,t}$ sont des variables indépendantes et identiquement distribuées (i.i.d). En statistique et probabilité, des variables aléatoires sont dites i.i.d lorsqu'elles sont identiques et suivent ensemble la même loi de probabilité (Bogaert, 2020).

Nous analysons l'impact du chômage au cours de la période 1988 à 2017. Chaque pays possède des cultures, des mœurs et des pratiques commerciales différentes qui peuvent ou non se répercuter sur l'économie ou le niveau de vie des pays. Par exemple : un pays peut décider de réduire le nombre d'années de fonctions légal pour partir à la retraite dans le but de faire diminuer le taux de chômage de la jeunesse.

Compte tenu donc de la structure des données, nous faisons notre régression en utilisant *le modèle à effet fixe*. Ce modèle suppose que le lien entre la variable expliquée et les variables indépendantes est identique pour tous les pays. Il vise à supprimer les effets invariants propres à chaque pays et permet notamment d'évaluer l'effet net des variables explicatives sur la variable dépendante.

Le modèle présente une équation permettant d'analyser la structure d'interdépendance existant entre deux variables tout en expliquant comment elle se répand dans toute l'économie. Les résultats procurés par le modèle seront empiriques. En effet, ceux-ci ne tiennent peut-être pas la relation réelle qui existe entre le véritable effet du vieillissement et le taux de chômage.

Nous commencerons tout d'abord par faire une régression en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO), nous comparerons ensuite les résultats obtenus de la régression par la méthode à effets fixes.

2.2- Données

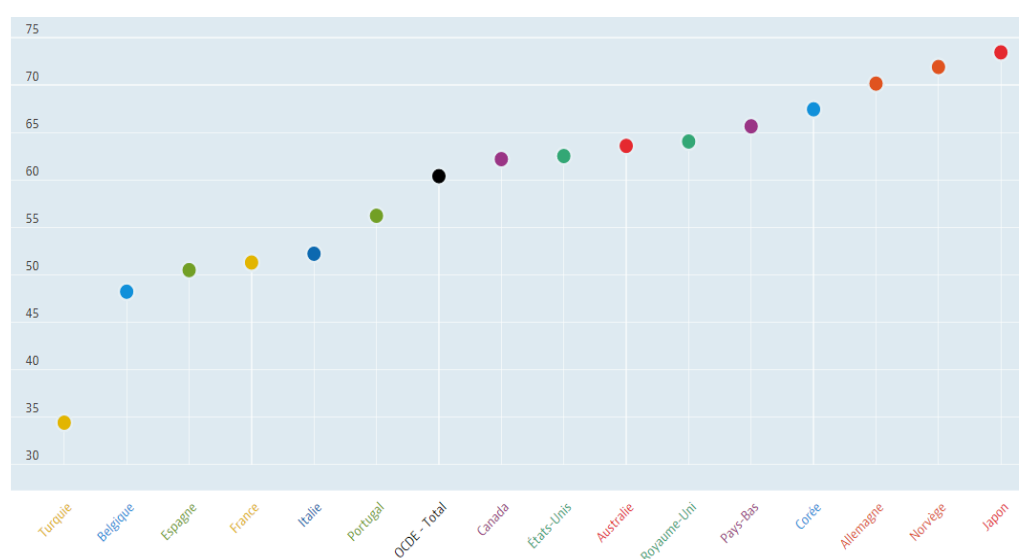
Pour tenter de mesurer l'effet du vieillissement de la population active sur le taux de chômage, nous utilisons une base de données provenant de deux sources : l'OCDE et de la Banque mondiale. Différentes variables ont été choisies pour capturer les effets d'une variation du taux de chômage de la population active.

Les données concernant le **taux de chômage**, le **taux de croissance du PIB** et l'**espérance de vie** sont issues de la base de données de la Banque mondiale. Celles qui sont liées au **taux d'activité des personnes âgées** (55-64 ans), l'**inflation** (IPC), le **taux de dépendance des personnes âgées** et le **taux de fécondité** sont obtenues à partir de la base de données de l'OCDE. Nous utilisons un panel de 15 pays de l'OCDE avec des observations allant de 1988 à 2017, soit 30 périodes pour un total de **450** observations. Le choix des pays s'est fait de façon aléatoire, mais tient compte des données disponibles.

Pays observés : la Belgique, la France, l'Espagne, l'Allemagne, l'Italie, le Japon, la Corée du sud, le Canada, l'Australie, les Etats-Unis, la Turquie, La Grèce, le Pays-Bas, la Norvège et le Royaume-Uni.

- **Le taux de chômage** représente la part des chômeurs dans la population active. La population active est l'ensemble des chômeurs et des employés. On considère comme chômeur, toutes personnes en âge de travailler qui n'ont pas d'emploi salarié ou non pendant la période considérée. Ces personnes sont disponibles à travailler, recherchant activement du travail, mais qui n'ont pas d'emploi selon l'Organisation Internationale du Travail (**OIT**). Il s'agit, pour la plupart des pays, d'un indicateur de la performance du marché du travail et en particulier une mesure de la main d'œuvre inutilisée.
- **Taux d'activité des personnes âgées** est la part des travailleurs âgés (tranche d'âge comprise entre 55 et 64 ans) divisée par la population de la même tranche d'âge. Théoriquement, un taux d'activité des personnes âgées élevé devrait être associé à un taux de chômage bas.

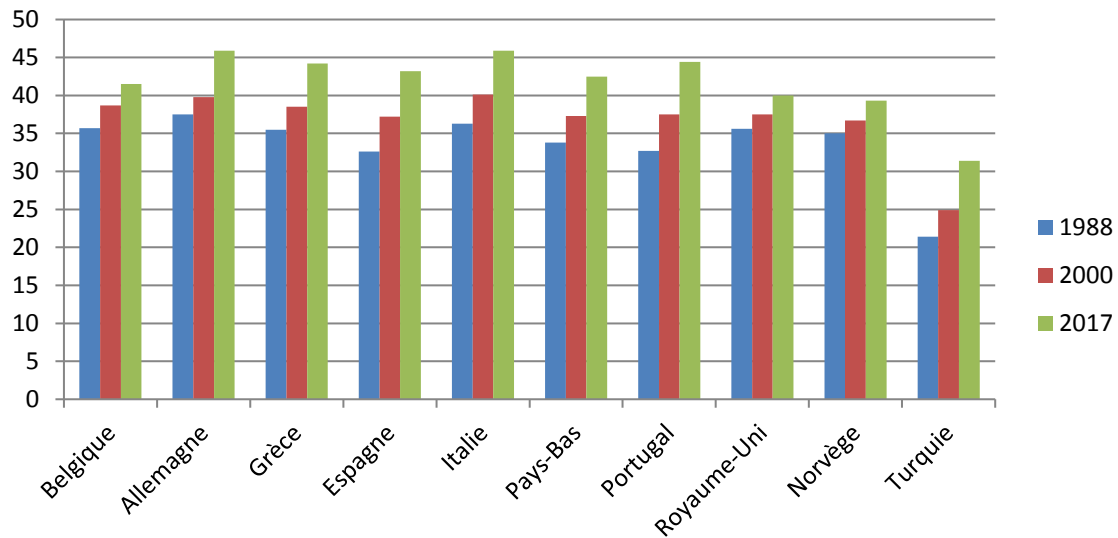
Figure 1 : Taux d'emploi des personnes âgées des 15 pays de étudiés, 1988-2017



Source : OCDE (2020), Taux d'emploi par groupe d'âge (indicateur). doi: 10.1787/b01db125-fr

- **Le Taux de fécondité** est un indicateur démographique, permettant d'estimer le nombre de naissances vivantes qu'une femme pourrait donner en moyenne au cours d'une année. Pour l'OCDE c'est : « la somme des taux de fécondité par âge selon des intervalles de 5 ans. Dans l'hypothèse d'un solde migratoire nul et d'un taux de mortalité stable, un taux de fécondité de 2.1 enfants par femme garantit la stabilité de la population » (OCDE, 2020, p. 1).
- **L'Espérance de vie** est l'un des indicateurs les plus utilisés pour évaluer le niveau de santé dans un pays ; il indique le nombre d'année qu'un nouveau-né peut vivre si le taux de mortalité reste constant tout au long de sa vie (OCDE, 2019).
- **Le taux de dépendance démographique des personnes âgées** est le ratio entre le nombre de personnes âgées (65 ans et plus) et le nombre de personnes dont l'âge est compris entre 15 à 64 ans.

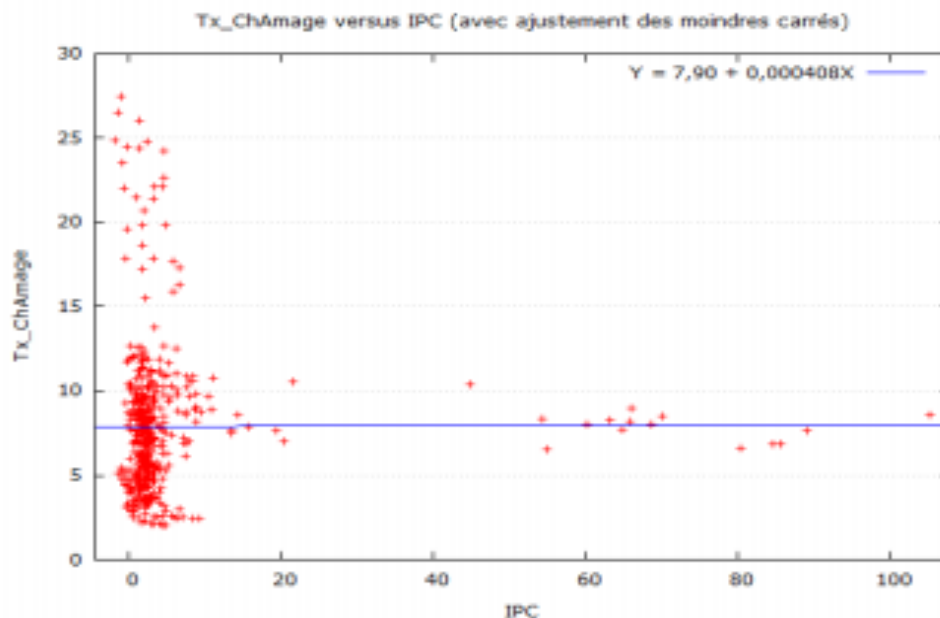
Figure 2 : Evolution du taux de dépendance des personnes âgées dans quelques pays



- **L'inflation** est mesurée à travers l'indice des prix à la consommation (IPC). Cet indice exprimé en taux de croissance annuel pour un consommateur moyen, reflète la variation du coût d'un panier de biens et services (OCDE, 2020). En d'autres termes, c'est la moyenne pondérée des prix de tous les biens de consommations.
- **Le taux de croissance du PIB**, il correspond au taux de croissance annuel en pourcentage du PIB aux prix du marché sur la base de la devise nationale constante.

III- Analyse empirique des données

3.1- Relation entre le taux de chômage et l'IPC

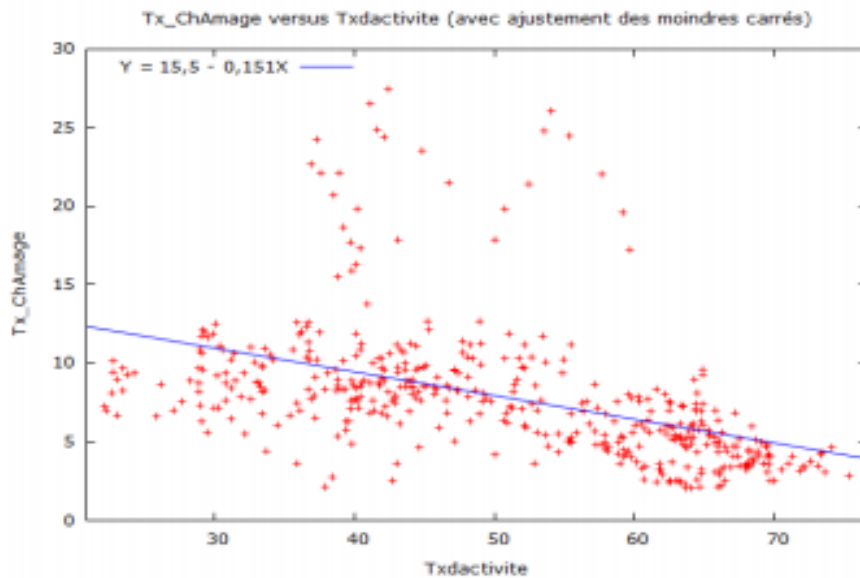


Le nuage de point ci-dessus indique la relation entre le taux de chômage et IPC. Cette relation ne montre pas une grande dispersion des données autour de la droite de régression. La majorité des données se concentre au même endroit sur la droite de régression. Ce qui explique une très faible corrélation entre la variable expliquée et l'Indice des prix à la consommation.

Ainsi, des valeurs plus élevées de la variable IPC semblent être associées avec des valeurs moins élevées de la variable taux de chômage. Une augmentation du prix des biens et services dans l'économie diminuerait en moyenne le taux de chômage de façon significative.

Par ailleurs, le taux de chômage et l'IPC sont corrélés négativement. Notre connaissance de la théorie économique suppose qu'une augmentation du taux de chômage devrait être associée à un coefficient négatif de l'inflation car elle induit un ralentissement de l'économie.

3.2- Relation entre le taux de chômage et le taux d'activité des personnes âgées



Le taux d'activité des personnes âgées, l'une des variables d'intérêts, paraît corrélérer négativement avec la variable expliquée ce qui assure notre intuition en section précédente.

3.3- Statistique descriptive

Les valeurs centrales, moyennes et médianes pour chacune des variables (voir annexe) sont absolument proches. La moyenne de chaque variable est supérieure à leur médiane. La distribution est dissymétrique à droite et l'échantillon est à priori de bonne qualité. La valeur de la médiane et celle de la moyenne pour la variable « IPC et taux d'activité des personnes âgées » sont respectivement de 2.3278 ; 5.1129 et de 49.858 ; 50.262. Ceci indique que nous sommes en présence de valeurs extrêmes se retrouvant à droite de la distribution des variables « IPC et taux d'activité des personnes âgées », selon la base de données. Il est également constaté, grâce à la valeur de la moyenne du taux de chômage, que 7,90% de l'échantillon est au chômage. On peut toutefois remarquer que les maxima et minima de certaines variables sont fort éloignés.

3.4- Matrice de corrélation

L'analyse de la matrice de corrélation (voir annexe) permet de décrire le lien qui existe entre les différentes variables. Elle montre qu'on n'est pas en présence de multicolinéarité parfaite

entre les variables. Cependant, la corrélation entre la première variable d'intérêt (taux d'activité) et la variable expliquée est -0,4607, soit un lien modéré entre ces deux variables. A priori, celle-ci traduit qu'elle est importante pour expliquer les variations du taux de chômage. Comme on pouvait s'y attendre, cette relation est négative. Le lien avec la deuxième variable d'intérêt (IPC) semble très faible, il n'est peut-être donc pas important pour expliquer les variations au niveau du taux de chômage.

Quant à la relation entre les deux variables d'intérêts, à savoir l'inflation et le taux d'activité des personnes âgées, il est relativement très faible. La matrice montre un lien fort entre l'espérance de vie et deux autres variables : le taux de dépendance des personnes âgées et l'inflation (IPC). La corrélation absolue de la variable expliquée est légèrement faible avec les variables explicatives suivantes : l'espérance de vie, le taux de fécondité, le taux de croissance et le taux de dépendance des personnes âgées. La variable IPC est, cependant, retenue comme l'une des variables d'intérêts premiers dans la littérature et principal prédicteur des variations dans le taux de chômage. Cela confirme les impressions lors de l'analyse des nuages de point (cf. pièce jointe). L'analyse de la matrice de la corrélation fait penser qu'on est en présence de colinéarité ou de problème majeur de corrélation entre les variables explicatives.

IV- Résultats

4.1-Régression par la MCO

Dans cette partie, nous allons utiliser la méthode des moindres carrés ordinaire pour effectuer notre régression. Le taux de chômage est la variable expliquée et les variables explicatives sont les autres variables du modèle. Nous tentons estimer les paramètres du modèle suivant :

$$\text{Txch\^omage}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{Espvie}_{i,t} + \beta_2 \text{Txfécon}_{i,t} + \beta_3 \text{Txdactiv}_{i,t} + \beta_4 \text{Txcroiss}_{i,t} + \beta_5 \text{IPC}_{i,t} + \beta_6 \text{Txdepen}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

On considère l'indice « i » le nombre de pays et « t » la période en année, avec $i \in \{1 \text{ à } 15\}$, et $t \in \{\text{de } 1988 \text{ à } 2017\}$.

Tableau 1 : Résultats de la régression par la MCO

Variable dépendante : Taux de chômage					
Variables	Coefficient	Écart types	T-stat	P-valeur	Significativité
Constante	5.537	8.259	0.670	0.502	
Esperance de vie	0.170	0.110	1.550	0.121	
Taux de fécondité	-2.387	0.673	-3.543	0.000	***
Taux d'activité	-0.160	0.014	-10.92	9.75 ^e -025	***
Taux de croissance	-0.236	0.074	-3.159	0.001	***
IPC	0.058	0.021	2.765	0.005	***
Taux de dépendance	5.531	4.154	1.331	0.183	
R²	0.316				
F-stat	34.23				
Nombre d'observations	450				

On constate quatre variables sur six sont significatives au seuil de 1 % notamment les variables : taux de fécondité, taux d'activité, taux de croissance et l'inflation. Les résultats nous disent que la constante et les variables indépendantes « espérance de vie et taux de dépendance des personnes âgées » ne sont pas pertinentes dans l'explicitation des variations du taux de chômage. Globalement nos variables explicatives expliquent à 32,68% les tendances du taux de chômage.

4.2-Modèle à Effets Fixes

Compte tenu de la structure des données, le lien entre la variable expliquée et les variables indépendantes est identique pour tous les pays selon le modèle à effets fixes. La régression est la même que la MCO mais cette fois-ci avec la méthode à effets fixes. Les résultats sont présentés dans le tableau 2.

La méthode d'estimation des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) explique la variation du taux de chômage à 31.68%. Cependant, la méthode à Effets Fixes l'explique à 71%. Nous pouvons donc conclure que le modèle à Effets Fixes apporte beaucoup plus de précisions à notre étude. Elle est meilleure que la méthode d'estimation des Moindres Carres Ordinaires (MCO).

Tableau 2. Résultats de la régression du Modèle à Effets Fixes

Variable dépendante : Taux de chômage					
Variables	Coefficient	Écart types	T-stat	P-valeur	Significativité
Constante	39.771	8.523	4.666	4.11 ^e -06	***
Esperance de vie	-0.386	0.110	-3.479	0.000	***
Taux de fécondité	-2.057	1.211	-1.699	0.0901	*
Taux d'activité	-0.0376	0.027	-1.351	0.177	
Taux de croissance	-0.305	0.051	-5.976	4.82 ^e -09	***
IPC	-0.076	0.019	-3.957	8.90 ^e -05	***
Taux de dépendance	0.218	0.047	4.618	5.14 ^e -06	***
R²	0.714				
F-stat	53.57				
Nombre d'observations	450				

4.3- Analyse de l'équation de la droite de régression

$$\text{Txch\^omage}_{i,t} = 39,7718 - 0,386019 \text{ Espvie}_{i,t} - 2,05750 \text{ Txf\^econ}_{i,t} - 0,0376655 \text{ Txdactiv}_{i,t} - 0,305165 \text{ Txcroiss}_{i,t} - 0,0766622 \text{ IPC}_{i,t} + 0,218641 \text{ Txdepen65}_{i,t}$$

Toute chose étant égale par ailleurs :

- Lorsque l'espérance de vie augmente d'une année, le modèle prévoit une baisse du taux de chômage de 0,39 points de pourcentage.
- Une hausse d'un point de pourcentage du **taux de croissance** de l'économie conduit d'après ce modèle à une baisse du taux de chômage de 30,5 points de base.
- Pour l'inflation (IPC) le modèle estime une baisse de 7,6 points de base du taux de chômage suite à une hausse d'un point de pourcentage.
- Quant au taux d'activité des personnes âgées, toute hausse d'un point de pourcentage entraîne une baisse du taux de chômage de 0,038 points de pourcentage.
- Le taux de fécondité réduit le taux de chômage de 2,06 points de pourcentage à toute augmentation d'un point de pourcentage.
- Lorsque le taux de dépendance des personnes âgées augmente d'un point de pourcentage, le modèle prédit une baisse du taux de chômage de 0.2 points de pourcentage.

4.4- Qualité du modèle

Nous constatons des coefficients estimés relativement supérieur aux écarts types estimés sauf pour la variable **taux d'activité**. Les résultats de la régression nous montrent que les variables **espérance de vie, taux de croissance, l'inflation (IPC) et le taux de dépendance des personnes âgées** sont statistiquement significatifs au seuil de 1% et la variable **taux de fécondité** au seuil de 10%. Dans l'ensemble les paramètres estimés ont une bonne précision.

L'évaluation de la qualité du modèle se fait en utilisant la valeur de R^2 fournie par la régression linéaire. Ici, le R^2 est égale à 0,714082, ce qui veut dire que dans sa globalité, les variables explicatives de notre modèle expliquent à 71,41% l'évolution du taux de chômage. Le modèle semble donc être de bonne qualité.

Notre question de départ était de voir si le vieillissement de la population active a un impact sur le taux de chômage. Nous avons à notre disposition deux variables d'intérêts premiers qui sont : *le taux d'activité* et *l'inflation* à travers de l'indice des prix à la consommation (IPC). Nous allons donc maintenant tester si ces variables sont significatives conjointement en utilisant la statistique de Fisher :

Hypothèse :

$$H_0 : \beta_3 = \beta_5 = 0$$

$$H_1 : \beta_3 = \beta_5 \neq 0$$

La F-statistique calculée est égale à 5,97 et la valeur critique au seuil de 1% correspond à 3,319. La valeur de notre F-stat est supérieure à la valeur critique au seuil de 1% ce qui nous permet de rejeter l'hypothèse nulle à 1%. Nos variables explicatives sont donc conjointement significatives : l'inflation et le taux d'activité des personnes âgées semblent avoir un impact sur *le taux de chômage*.

4.5- Quelques tests d'hypothèses

Nous utilisons la méthode des effets fixes dans notre régression. Elle permet de supprimer l'effet des caractéristiques invariantes dans le temps afin d'évaluer l'effet net des prédicteurs sur la variable de résultat. Vu la structure des données, on peut supposer que des différences spécifiques au sein de ces pays puissent avoir un impact sur les variables prédictives en modifiant les résultats.

Afin de contrôler cela et de vérifier qu'il s'agit bien de la meilleure méthode d'estimation, c'est-à-dire des estimateurs sans biais avec une variance minimale, nous allons tester différentes hypothèses de Gauss-Markov.

i. Autocorrélation

La statistique de Durbin-Watson est employée pour tester la présence d'autocorrélation, c'est-à-dire l'existence d'un lien significatif entre les résidus. Il est donc important de détecter la présence d'autocorrélation, car elle rend l'inférence invalide.

L'hypothèse nulle du test est l'hypothèse d'absence d'autocorrélation des erreurs, soit :

$$H_0 : \rho = 0$$

$$H_1 : \rho \neq 0$$

La valeur fournie par Gretl lors de la régression est de 0,261277. Les valeurs critiques dL et dU obtenues dans les tables avec comme degrés de liberté $K=6$ et $n=450$:

- 5% : $dL = 1.707$ $dU = 1.831$

- 1% : $dL = 1.613$ $dU = 1.735$

Notre statistique DW est inférieure à la borne dL , nous allons donc rejeter H_0 l'hypothèse d'absence d'autocorrélation et nous considérons H_1 et concluons que **nous sommes en présence d'autocorrélation positive.**

L'inférence statistique devient invalide puisqu'il y a un lien significatif entre les résidus de notre régression. Pour pallier ce problème, plusieurs solutions existent notamment en introduisant une nouvelle variable explicative dans le modèle en vue de pouvoir expliquer ce qui reste encore dans nos résidus.

ii. Hétéroscédasticité

Nous utilisons le test de white pour tester la présence d'hétéroscédasticité. L'hétéroscédasticité correspond au fait que la variance de l'erreur n'est pas constante, varie en fonction des variables indépendantes et graphiquement, le nuage de points s'écarte de la droite de régression. Comme pour le premier test, sa présence rend l'inférence invalide.

Hypothèses :

$H_0 : \rho = 0$

$H_1 : \rho \neq 0$

La valeur fournie par Gretl pour le multiplicateur de Lagrange est de 371,934482. Nous allons la comparer avec les valeurs critiques pour une distribution du Chi-carré avec 17 degrés de liberté.

10% : 36,741

5% : 40,113

1% : 46,963

Notre statistique du multiplicateur de Lagrange est supérieure aux valeurs critiques. Nous pouvons donc rejeter l'hypothèse nulle et nous **concluons à la présence d'une hétéroscédasticité.**

iii. Test de normalité des erreurs

H_0 : la série de données suit une loi normale

H_1 : la série de données ne suit pas une Loi normale

Le test de Jarque Bera nous donne :

Test de normalité de uhat1 :

Test de Doornik-Hansen = 134,459, avec p. critique 6,34903e-030

Shapiro-Wilk W = 0,896797, avec p. critique 7,31018e-017

test de Lilliefors = 0,0931148, avec p. critique ≈ 0

test de Bera-Jarque = 848,754, avec p. critique 4,95987e-185

La statistique de JB = 848,754 est supérieur à la valeur critique = 4,959, nous rejetons donc l'hypothèse H_0 de normalité des erreurs.

4.6-Significativité des variables explicatives

La matrice de corrélation et les résultats de la régression du Modèle à Effets Fixes, notamment dans la colonne T-stat et/ou p-stat, nous permettront de vérifier quelles variables sont significatives pour expliquer les variations dans le taux de chômage de la population active d'un pays. L'analyse des valeurs obtenues nous indique que les variables suivantes ont un impact sur les variations du taux de chômage de la population active : « Espérance de vie », « Taux de dépendance », « Taux de croissance », « IPC » et « Taux de fécondité ». Ces quatre premières valeurs sont significatives à un seuil de 1% tandis que « Taux de fécondité » est uniquement significatif à un seuil de 10%.

En effet, nous allons vérifier l'un de nos variables d'intérêts premiers « IPC » qui est significative car la variable « Taux d'activité » ne l'est pas. Nous envisageons de voir si cette variable (IPC) a un impact sur la variable dépendante par le test de Student. Le but, c'est de voir si la déflation ou la désinflation permet de faire diminuer le taux de chômage. Nous allons donc utiliser un test unilatéral.

Les hypothèses sont donc $H_0 : \beta_1 = 0$ et $H_1 : \beta_1 < 0$.

T-stat est fournie par le tableau, mais peut s'obtenir par calcul : $-0.076 - 0/0.019 = -3.957$

Les valeurs critiques sont les suivantes :

- 10% : 1,290

- 5% : 1,660

- 1% : 2,364

La T-stat calculée est supérieure en valeur absolue à ces valeurs critiques. Nous pouvons donc conclure qu'une baisse durable du niveau général des prix ou un ralentissement de l'inflation permet de diminuer le taux de chômage de la population active. La p-valeur obtenue nous permet d'ailleurs de confirmer. L'autre variable « Taux d'activité » n'est pas significative car nous ne pouvons rejeter l'hypothèse nulle de non-significativité de son coefficient pour elle.

4.7-Effets Marginaux des variables significatives compares selon les deux méthodes

En se basant sur notre modèle empirique, nous observons les relations entre notre variable indépendante et nos variables dépendantes au tableau 3 ci-dessous.

Tableau 3 : Résumé des effets marginaux des variables explicatives

Variable	Effets marginaux sur le taux de chômage avec la MCO	Effets marginaux sur le taux de chômage avec modèle à effets fixes
Esperance de vie	Non significativité	Diminution de 0,386 point de pourcentage
Taux de fécondité	Diminution de -2.387 points de pourcentage	Diminution de 2.057 points de pourcentage
Taux de croissance	Diminution de 0.236 points de pourcentage	Diminution de 0,305 point de pourcentage
Taux d'activité	Diminution de 0.160 points de pourcentage	Non significativité
IPC	Augmentation de 0.058 point de pourcentage	Diminution de 0,076 point de pourcentage
Taux de dépendance (de plus de 65 ans)	Non significativité	Augmentation de 0,218 point de pourcentage

La deuxième et la troisième colonne montrent les effets d'un changement d'un point de pourcentage dans une des variables significatives sur le taux de chômage par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) et par la méthode à Effets fixes. Par exemple, on peut lire la première ligne de la façon suivante : « Quand l'Esperance de vie au temps t augmente d'une année, le taux de chômage au temps t diminue de 38.6 points de base. »

On observe à travers ce tableau que les variations des variables « espérance de vie » et « taux de dépendance » n'influencent pas la variation du taux de chômage de manière significative selon la méthode des moindres carrés ordinaires. Cependant, ces variables l'impactent significativement selon la méthode à effets fixes. Il faut noter également que la variable « Taux d'activité » n'influence pas significativement le taux de chômage selon la méthode à effets fixes.

4.8-Explication des variables significatives

La variable « **Esperance de vie** » a donc un impact négatif significatif qui indique qu'au plus la durée de vie d'une population active dans un pays sera élevée, meilleures sont leurs chances de trouver un emploi. De ce fait, la santé joue le rôle de catalyseur principal au niveau de l'espérance de vie d'une personne. Vivre bien et longtemps signifie vivre en bonne santé tout en ayant un emploi stable de longue durée. Du point de vue physique et psychique, les problèmes de santé réduisent en général le nombre d'années en moyenne à vivre un individu. Cela se répercute également sur le taux de chômage d'une population active en l'augmentant. En outre, le chômage nuit au bien-être et aussi à la santé, cela corrobore donc bien les résultats d'analyse de l'OCDE autour d'un ouvrage titré « Quels sont les facteurs à l'origine des gains d'espérance de vie des dernières décennies ? Analyse internationale des états membres de l'OCDE ». Ils avancent que : « Le chômage est associé à une augmentation de 63 % du risque de mortalité lorsque l'âge et d'autres facteurs de contrôle sont pris en compte (OCDE, 2017, p. 45). Le chômage influe également sur la santé mentale. En Australie, au Canada et au Royaume-Uni, les observations recueillies à partir de données de panel montrent que le passage de l'emploi au chômage accroît sensiblement la souffrance psychique ». (OCDE, 2017, p. 45)

La variable « **taux de fécondité** » a un signe négatif et un coefficient élevé, ce qui désigne que favoriser la fécondité chez les couples permet de lutter contre le chômage. En effet, les couples peuvent parfois préférer retarder les naissances en début de carrière quand ils suivent une formation en horaire décalé ou si cela représente la seule façon de pouvoir commencer à faire carrière dans certains secteurs (l'enseignement par exemple où il est parfois difficile de trouver une charge horaire complète en début de carrière).

En général, le revenu apporté par la femme est souvent perçu comme étant un complément au revenu principal apporté par l'homme. Ce qui explique la fréquence des emplois plus élevée à temps partiel chez les femmes. En outre, le chômage tend à retarder la première naissance chez les femmes les plus instruites, diplômées de l'enseignement supérieur tandis que c'est l'inverse pour les moins instruites, le chômage semble accélérer la naissance du premier enfant. PISON à travers le bulletin mensuel d'information de l'Institut national d'études démographique intitulé « la fécondité serait-elle insensible à la crise économique ? » indique ainsi qu'une baisse moyenne de l'indicateur de fécondité de 0,09 enfant seulement conduit au doublement du taux de chômage dans les pays de l'OCDE. En effet, la relation entre chômage et fécondité

varie aussi selon l'âge de la femme. La jeune femme de moins de 30 ans est plus sensible à sa propre situation et à la conjoncture économique de son pays de résidence. Généralement, elle retarde davantage l'arrivée de la première naissance que la femme la plus âgée qui n'a pas encore eu d'enfant (Pisson, 2011).

Le **taux de croissance** a une corrélation négative avec le taux de chômage. Au plus ce ratio est élevé, au plus le taux de chômage est faible. Donc, au plus que la variation positive de la production de biens et de services dans une économie soit augmentée, meilleure sera la situation de l'emploi. Bénéficier de diverses formes d'aides à l'emploi provoque l'augmentation de la croissance économique et donc la diminution du taux de chômage. Cela corrobore donc les résultats obtenus par CAHUC et ZYLBERBERG « Les ennemis de l'emploi. Le chômage, fatalité ou nécessité ? ». Dans cet ouvrage, ils avancent que la meilleure façon de lutter contre le chômage, passe souvent par des aides à l'emploi plutôt que par des formations supplémentaires souvent plus coûteuses pour les services publics (Cahuc, Zylberberg, 2015). Notamment, pour les personnes peu qualifiées et pour les jeunes qui viennent juste d'être diplômés.

ZERBO dans son document de travail titré « Croissance économique et chômage : les fondements de la Loi d'Okun et le modèle IS-LM-LO » mentionne que, selon les fondements théoriques de la loi d'Okun, il existe un lien entre la croissance économique et le chômage qui résulte d'une part entre la dynamique de création d'emplois et la croissance économique, et d'autre part de l'écart entre la dynamique de création d'emplois et la dynamique démographique (Zerbo, 2017). La politique de relance économique la plus efficace dans la lutte contre le chômage est celle qui accélère la croissance économique tout en promouvant la création d'emplois.

L'**IPC** a connu également une corrélation négativement au taux de chômage mais avec un faible coefficient. Cela indique que les pays ayant connu un accroissement au niveau moyen des prix des biens et services consommés par les ménages et donc l'évolution de la valeur de la monnaie diminuent faiblement leurs taux de chômage. En effet, plus le chômage est faible, plus les employeurs se font concurrence. Ils vont augmenter le niveau des salaires en vue d'attirer la main d'œuvre.

LE LIBAN et STERDYNIACK dans leur article qui s'intitule « Courbe de Phillips et modèle WS-PS quelques réflexions » Selon Phillips, en période de plein emploi ou proche du plein

emploi, quand il y a une pénurie au niveau de la main d'œuvre, les employeurs augmentent les salaires. (Le Bihan , Sterdyniack, 1998).

Le **Taux de dépendance des personnes âgées** a démontré un coefficient moins élevé joint positivement au taux de chômage. Cela indique que les pays dans lesquels le nombre de personnes dépendantes est élevé, leurs taux de chômages sont aussi élevés. Cela confirme les résultats attendus. Cette catégorie d'âge vieillissante laisse de multiples difficultés au sein de l'économie. Le marché du travail est l'un des secteurs les plus affectés. En effet, un nombre croissant de la population active prendra leur retraite générant ainsi un déficit important sur le marché de l'emploi. De plus, les nouvelles générations n'arriveront pas à remplacer les générations qui quitteront sous peu leur travail.

D'après NAVAUX et VILLEMEUR dans leur article « Dépendance des personnes âgées : un gisement important d'emplois ? Il existe une pénurie de main-d'œuvre dans le secteur de la dépendance en France. Le secteur fait face à une diminution du nombre de personnels pour certains établissements ainsi qu'à de graves difficultés de recrutement, que ce soit de l'aide à domicile ou des Ehpad » (Navaux, Villemeur, 2013, p. 2): « La pénurie actuelle de personnels, aides-soignants et aides à domicile, psychologues, animateurs... pourrait créer à terme un risque de maltraitance des personnes prises en charge. » (Navaux, Villemeur, 2013, p. 2)

Conclusion

La question de départ était de comprendre les variations du taux de chômage suite au vieillissement de la population active dans certains pays de l'OCDE, et de voir également si le vieillissement de la population active permet de lutter efficacement contre le chômage. Pour ce faire, nous avons utilisé une base de données de 15 pays de l'OCDE allant de 1988 à 2017. Par la méthode à effets fixes, nous avons procédé à une estimation de l'impact du taux d'activité des personnes âgées et du niveau de l'inflation sur le taux de chômage de ces pays.

Les résultats du modèle pointent dans ce sens. Il apparaît que le taux d'activité des personnes âgées n'a pas d'effet significatif sur le taux de chômage. Mais l'inflation a un impact négatif et significatif sur le taux de chômage.

En revanche, bien que notre modèle soit de bonne qualité, notre série ne suit pas une loi normale et la variance des résidus de nos observations semble différente. Les résultats de nos estimations ne permettent pas de conclure que le vieillissement de la population active est significatif dans la détermination des variations du taux de chômage de ces pays. Cependant, l'inflation est significative et permet d'expliquer à 0.077% les variations du taux de chômage.

Bibliographie

- Addio, Keese, Whitehouse. (2010). Population ageing and labour markets. *Oxford Review of Economic Policy*,, 614.
- Banque Mondiale. (2011). *Niveaux et tendances en matière de mortalité maternelle et infantile*. Estimations élaborées par le Groupe inter-agences de l'ONU sur la mortalité infantile. Retrieved from <https://donnees.banquemondiale.org/indicateur/SP.DYN.IMRT.IN?locations=PT-NL-ES-DK-NO>
- Bobeica, E., Nickel, C., Lis, E., & Sun, Y. (2017). Demographics and inflation. *ECB Working Paper*(No. 2006).
- Bogaert, P. (2020). *Probabilités pour scientifique et ingénieurs*. Paris: Deboeck supérieur.
- Broniatowska, P. P. (2019, juin 01). Population Ageing and Inflation. <https://doi.org/10.1007/s12062-017-9209-z>, pp. 179–193.
- Cahuc, Zylberberg . (2015). Les ennemis de l'emploi. Le chômage, fatalité ou nécessité ?, . *Champ actuel*.
- Derek; Dennis ; Hunt. (2014, Août). Is Japan's Population Aging Deflationary? *IMF working paper 14/139*, p. 14.
- Eggerickx, L. S. (2018, P2, 01 27). L'évolution de la mortalité en Europe du 19e siècle à nos jours (Espace populations sociétés). 2 L 1-7. (j. o. Edition, Ed.) Lille.
- Givord, P. (2002). Prévoir l'évolution des taux d'activité aux âges élevés : un exercice difficile. *Economie et Statistique*, pp. 105 L 1-6.
- Imam, Patrick . (2014, 11). Shock from Graying: Is the Demographic Shift Weakening Monetary Policy Effectiveness. p. 146.
- Imam, Patrick. (2014, novembre 06). Shock from Graying: Is the Demographic Shift Weakening Monetary Policy Effectiveness.
- Le Bihan , Sterdyniak. (1998). Courbe de Phillips et modèle WS-PS. Quelques réflexions. *Revue économique*, 937-948.
- Navaux, Villemeur. (2013). Dépendance des personnes âgées : un gisement important d'emplois ? 2.
- NORMAND, g. (2019, March 18). *Chômage de longue durée : le calvaire des seniors*. Retrieved from <https://www.latribune.fr>:

<https://www.latribune.fr/economie/france/chomage-de-longue-duree-le-calvaire-des-seniors-811094.html>

- OCDE. (2006). *Vieillesse et Politiques de l'emploi/ Ageing and Employment Policies: Vivre et travailler plus longtemps*.
- OCDE. (2006). *Vivre et travailler plus longtemps : Rapport de synthèse*.
- OCDE. (2009). *La crise de l'emploi : quelles sont les conséquences pour les politiques sociales et de l'emploi ?* OCDE.
- OCDE. (2014). *L'Évaluation des compétences des adultes : Manuel à l'usage des lecteurs*. Paris: Éditions OCDE.
- OCDE. (2015). *Études économiques sur le Japon*.
- OCDE. (2016). *L'importance des compétences*. Nouveaux résultats de l'évaluation des compétences des adultes.
- OCDE. (2017). Quels sont les facteurs à l'origine des gains d'espérance de vie des dernières décennies ? Analyse internationale des états membres de l'OCDE. In *Quels sont les facteurs à l'origine des gains d'espérance de vie des dernières décennies ? Analyse internationale des états membres de l'OCDE* (p. 45). Paris: Health at a Glance 2017 : OECD Indicators, Éditions OCDE, Paris.
- OCDE. (2019). *Espérance de vie à la naissance*. Retrieved 05 23, 2020, from [data.oecd.org](https://data.oecd.org/fr/healthstat/esperance-de-vie-a-la-naissance.htm) (indicateur), doi: 10.1787/10e83f21-fr: <https://data.oecd.org/fr/healthstat/esperance-de-vie-a-la-naissance.htm>
- OCDE. (2020, 05 23). *OCDE données*. Retrieved 05 23, 2020, from <https://data.oecd.org/fr/pop/taux-de-fecondite.htm>: <https://data.oecd.org/fr/pop/taux-de-fecondite.htm>
- OCDE. (2020). *OCDE, Économie, Inflation (IPC) (indicateur)*. Retrieved 2020, from [data.oecd.org](https://data.oecd.org/fr/price/inflation-ipc.htm): <https://data.oecd.org/fr/price/inflation-ipc.htm>
- OIT. (n.d.). *Description de l'indicateur : Taux de chômage*.
- ONU, G. i.-a. (2011). *Niveaux et tendances en matière de mortalité maternelle et infantile*.
- Palsterman, P. (2011). LE FINANCEMENT DES PENSIONS. *CAIRN.INFO*, pp. 5-55.
- Pisson. (2011). Deux enfants par femme dans la France de 2010 : la fécondité serait-elle insensible à la crise économique ? *Bulletin mensuel d'informations de l'Institut national d'études démographiques*, 3.
- Thévenon, A. L.-G. (2013). *L'influence des politiques familiales sur les tendances de la*. Springer Science+Business Media Dordrecht .

Zerbo, A. (2017). *Croissance économique et chômage : les fondements de la Loi d'Okun et le modèle IS-LM-LO*. France: Université de Bordeaux – LARE-Efi.

Annexes

Tableau 1 : statistique descriptive de toutes les variables du modèle

	Moyenne	Médiane	Minimum	Maximum
Tx_ChAme	7,9058	7,4372	2,0480	27,466
espdevie	78,520	78,741	63,266	84,100
TxFecndite	1,6522	1,6300	1,0500	3,3900
Txdactivite	50,262	49,858	22,184	75,275
Tx_Croissance	2,4397	2,4276	-9,1325	11,905
IPC	5,1129	2,3278	-1,7360	105,22
Tx_dep65	22,288	22,950	6,9000	46,300
	Écart type	C.V.	Asymétrie	Ex. aplatissement
Tx_ChAme	4,3548	0,55083	1,9088	4,8763
espdevie	3,2619	0,041543	-1,6098	4,4405
TxFecndite	0,33670	0,20379	1,3393	3,9072
Txdactivite	13,284	0,26429	-0,12506	-1,1147
Tx_Croissance	2,6700	1,0944	-0,22325	2,6175
IPC	12,778	2,4991	5,2551	28,367
Tx_dep65	6,4551	0,28962	-0,050661	0,99354
	perc. 5%	perc. 95%	Intervalle	IQObs. manquantes
Tx_ChAme	2,8901	17,771	4,4841	0
espdevie	72,464	82,564	3,8171	0
TxFecndite	1,2300	2,1145	0,48000	0
Txdactivite	29,053	69,272	22,845	0
Tx_Croissance	-2,0501	6,9411	2,7239	0
IPC	-0,052482	12,217	2,0595	0
Tx_dep65	9,7650	32,090	6,7500	0

Tableau 2 : matrice des corrélations entre les variables

Coefficients de corrélation, utilisant les observations 1:01 - 15:30

5% valeur critique (bilatéral) = 0,0925 pour n = 450

Tx_ChAmage	espdevie	TxFecondite	Txdactivite	
1,0000	0,0448	-0,2089	-0,4607	Tx_ChAmage
	1,0000	-0,5479	0,3531	espdevie
		1,0000	0,0102	TxFecondite
			1,0000	Txdactivite
Tx_Croissance	IPC	Tx_dep65		
-0,2241	0,0012	0,1830		Tx_ChAmage
-0,3625	-0,7154	0,7260		espdevie
0,1259	0,6053	-0,4374		TxFecondite
-0,0238	-0,1702	0,1231		Txdactivite
1,0000	0,0969	-0,4642		Tx_Croissance
	1,0000	-0,4602		IPC
		1,0000		Tx_dep65

Tableau 3 : Résultats de la régression par la MCO

Fichier	Édition	Tests	Sauvegarder	Graphiques	Analyse	LaTeX	
Modèle 1: MCO empilés, utilisant les 450 observations							
15 unités de coupe transversale incluses							
Longueur des séries temporelles = 30							
Variable dépendante: Tx_ChAmage							
	coefficient	erreur std.	t de Student	p. critique			
const	5,53773	8,25908	0,6705	0,5029			
espdevie	0,170607	0,110041	1,550	0,1218			
TxFecondite	-2,38702	0,673671	-3,543	0,0004	***		
Txdactivite	-0,160003	0,0146551	-10,92	9,75e-025	***		
Tx_Croissance	-0,236209	0,0747626	-3,159	0,0017	***		
IPC	0,0589722	0,0213277	2,765	0,0059	***		
Tx_dep65	0,0553107	0,0415470	1,331	0,1838			
Moy. var. dép.	7,905769	Éc. type var. dép.	4,354769				
Somme carrés résidus	5817,203	Éc. type de régression	3,623725				
R2	0,316816	R2 ajusté	0,307563				
F(6, 443)	34,23908	p. critique (F)	5,70e-34				
Log de vraisemblance	-1214,371	Critère d'Akaike	2442,742				
Critère de Schwarz	2471,507	Hannan-Quinn	2454,079				
rho	0,951673	Durbin-Watson	0,108471				
Constante mise à part, la probabilité critique est la plus élevée pour la variable 9 (Tx_dep65)							

Tableau 4. Résultats de la régression Modèle à Effets Fixes

gretl : modèle 2

Fichier Édition Tests Sauvegarder Graphiques Analyse LaTeX

Modèle 2: Effets fixes, utilisant les 450 observations
 15 unités de coupe transversale incluses
 Longueur des séries temporelles = 30
 Variable dépendante: Tx_ChAmage

	coefficient	erreur std.	t de Student	p. critique	
const	39,7718	8,52370	4,666	4,11e-06	***
espdevie	-0,386019	0,110943	-3,479	0,0006	***
TxFecondite	-2,05750	1,21106	-1,699	0,0901	*
Txdactivite	-0,0376655	0,0278798	-1,351	0,1774	
Tx_Croissance	-0,305165	0,0510665	-5,976	4,82e-09	***
IPC	-0,0766622	0,0193762	-3,957	8,90e-05	***
Tx_dep65	0,218641	0,0473484	4,618	5,14e-06	***
Moy. var. dép.	7,905769	Éc. type var. dép.	4,354769		
Somme carrés résidus	2434,546	Éc. type de régression	2,382212		
R ² - LSDV	0,714082	R ² intra	0,167707		
F(20, 429) - LSDV	53,57152	p. critique (F)	3,7e-103		
Log de vraisemblance	-1018,383	Critère d'Akaike	2078,765		
Critère de Schwarz	2165,060	Hannan-Quinn	2112,777		
rho	0,871209	Durbin-Watson	0,261277		

Test conjoint des regresseurs spécifiés -
 Statistique de test: F(6, 429) = 14,4072
 avec p. critique = P(F(6, 429) > 14,4072) = 5,4485e-015

Test de différence de constante entre groupes -
 Hypothèse nulle : Les groupes ont une ordonnée à l'origine commune
 Statistique de test: F(14, 429) = 42,5764
 avec p. critique = P(F(14, 429) > 42,5764) = 4,21523e-072